

This document is published in:

Cuadernos Económicos del ICE, 1995, 59, pp. 203-230

© Información Comercial Española 1995

Explicaciones de la recesión en Europa: un enfoque de VAR estructural*

Juan J. Dolado

CEMFI

Jorge C. Sicilia

Tribunal de Defensa de la Competencia

Resumen

En este trabajo se estudian las causas de la reciente recesión en las cinco principales economías de la Unión Europea. Para ello se identifican, a través del análisis de Vectores Autorregresivos Estructurales, aquellos shocks que mayor efecto adverso han tenido sobre el crecimiento de dichas economías europeas. Entre los shocks de demanda aparecen principalmente dos: shocks atípicos en las exportaciones netas en Alemania y España y en el consumo en Francia, Gran Bretaña e Italia. Asimismo, no puede descartarse que los shocks de oferta hayan jugado un papel importante en Alemania, Francia y, en menor medida, en España. Por último, la identificación de shocks de oferta y demanda permite analizar la viabilidad del proceso de integración europea de acuerdo con el grado de asimetría de aquellos respecto a Alemania, país ancla del SME

Palabras clave: recesión, shocks, vectores autorregresivos, áreas monetarias.

Abstract

This paper analyses the underlying proximate causes behind the recession in the five larger economies of the European Union at the beginning of the 1990s. Structural VARs are used to identify those shocks which had a most adverse effect over GDP growth in those countries. Among the demand shocks the largest negative ones are two: a shock to net exports in Germany and Spain and a shock to consumption in France, Italy and the United Kingdom. Likewise, negative supply shocks seem to play a role in France and Germany and, to a lesser extent, in Spain. Finally, the joint identification of demand and supply shocks allows to analyse the viability of European integration, depending upon the degree of asymmetry in shocks relatively to Germany, the anchor of the EMS.

Key words: Recession, shocks, Autoregressive Vector Analysis, Currency areas.

1. Introducción

Desde mediados de 1993, la economía española se encuentra saliendo de la fase recesiva más larga y profunda de los últimos años. Dicha recesión, sin embargo, no ha sido un fenómeno idiosincrático de nuestra economía como prueba que el crecimiento del PIB en los países más industrializados haya venido siendo sustancialmente inferior al tendencial desde 1990. En efecto, durante la presente década, en el contexto de los países de la Unión Europea (UE en lo que sigue), se han observado fuertes desaceleraciones en la tasa de crecimiento del PIB, el cual incluso decreció en varios trimestres. De esta manera, aunque la amplitud, profundidad y fechas de entrada en la recesión hayan variado apreciablemente de

* Los autores desean agradecer los comentarios de L. Álvarez, A. Novales, M. Santos y los asistentes a seminarios en CEMFI, FEDEA, Banco de España y Universidad Complutense a una versión preliminar de este trabajo. También agradecen la ayuda de A. Estrada, A. Repilado y P. Sánchez por su ayuda en la elaboración y tratamiento de la base de datos.

unos países a otros, se puede sin duda hablar de la existencia de una crisis global en Europa de la que sólo se está saliendo en la actualidad.

En estas circunstancias, no es de extrañar que las explicaciones de la recesión en las economías europeas hayan sido variadas. Por citar sólo algunas de las más recurrentes, se pueden destacar las siguientes: el excesivo endeudamiento de empresas y familias durante los años ochenta; la incompatibilidad de políticas económicas de distintos países tras la unificación de Alemania y la posterior crisis del mecanismo de cambios del SME; los desequilibrios fiscales; y, finalmente, las posibles reacciones ante crisis políticas (tales como el conflicto de la invasión de Kuwait por Irak, las reformas políticas en Europa del Este, la crisis de la URSS, el golpe de estado en Rusia, la incertidumbre asociada a las negociaciones sobre el comercio mundial de la Ronda Uruguay), etcétera. En este contexto resulta relevante plantearse la posibilidad de que la recesión en la UE no haya sido consecuencia de una única causa, sino de la interacción de varias y, además, que cada país haya podido responder de manera diferente ante el mismo tipo de perturbación.

Dado que no existe consenso en la literatura sobre el tipo de modelo teórico que pueda explicar la presente recesión [véase Hall (1993)], en este trabajo pretendemos abordar el problema de forma ecléctica siendo conscientes de que nuestro objetivo es modesto. Específicamente, pretendemos utilizar el enfoque de vectores autorregresivos (VAR) estructurales para obtener los errores de predicción (*residuos o innovaciones*) de la demanda agregada y sus componentes para, a partir de ellos, tratar de identificar aquellas perturbaciones (*shocks*) que mayor efecto adverso han podido tener sobre las economías de la UE en estos últimos años. El objetivo es ir un paso más allá del mero análisis descriptivo de los datos, de forma que la explotación de sus propiedades estadísticas, junto con varios supuestos de identificación, permita apuntar las causas más aparentes de la recesión. El artículo no se plantea encontrar las causas últimas pero sí permite, a la vista de los *shocks* dominantes, establecer alguna interpretación sobre cuáles de aquellas resultan más verosímiles. Con el fin de obtener evidencia a partir de experiencias relativamente heterogéneas, el análisis se lleva a cabo para las cinco principales economías de la UE que presentan actitudes distintas ante el proceso de integración europea: Alemania, España, Francia, Gran Bretaña e Italia.

Dentro de la literatura reciente sobre posibles causas de la crisis, se pueden destacar varios trabajos sobre las recesiones recientes en Estados Unidos que pueden servir de guía en el análisis del caso de las economías europeas. Así, Perry y Schultze (1993) analizan patrones de comportamiento en diversas recesiones para estudiar las interacciones entre el ciclo, el mercado de trabajo y los procesos de innovación financiera; Hall (1993) intenta discriminar entre las posibles causas dentro de un marco de modelos macroeconómicos establecidos; Blanchard (1993), utilizando el marco conceptual de Hall (1985) que sirve de inspiración al presente trabajo, discrimina entre las diferentes causas a través de la identificación previa de los *shocks* de demanda; finalmente, Hansen y Prescott (1993) estudian cuán factibles resultan ser los *shocks* tecnológicos como origen de la recesión. El resultado de los tres primeros trabajos es concluyente: el origen de la recesión en Estados Unidos viene determinado por un comportamiento atípico del consumo. Las interpretaciones sobre la causa de este *shock* del consumo son varias. Mientras que Blanchard y Hall apuntan la existencia de *animal spirits* (debida al pánico de los consumidores por un sobreendeudamiento en el pasado), Perry y Schultze encuentran evidencia adicional en la idiosincrasia del funcionamiento del mercado laboral norteamericano que agudizan el «pesimismo» de los consumidores.

En este trabajo, siguiendo en parte la metodología propuesta por Hall (1985) y Blanchard (1993) en dos artículos recientes, se establece la secuencia de *shocks* de demanda que han afectado a cada economía durante la última recesión, identificando aquellos componentes de la demanda agregada que han tenido un papel preponderante. A continuación, condicionando el análisis a la identificación previa de los *shocks* de demanda, se identifican explícitamente los *shocks* de oferta, a través de un procedimiento relativamente simple. El análisis conjunto de ambos tipos de *shocks* proporciona un diagnóstico completo de las perturbaciones ocurridas durante un período de crisis, permitiendo analizar el efecto que esta recesión haya podido tener sobre la convergencia hacia un área monetaria única en Europa, de acuerdo con el carácter simétrico/asimétrico de los *shocks* acontecidos.

Los resultados que se obtienen no son tan homogéneos como los hallados en Estados Unidos, pero de ellos emerge una interpretación rica que permite resaltar las diferencias existentes entre las economías europeas. Se identifican básicamente dos causas de la recesión: *shocks* de exportaciones netas en Alemania y España y *shocks* del consumo en Francia, Gran Bretaña e Italia. Aunque no se analizan explícitamente, las interpretaciones subyacentes a dichas perturbaciones, al igual que en Estados Unidos, son variadas. Así, detrás de los *shocks* de consumo se puede encontrar el intenso crecimiento de la deuda en manos de las familias y empresas no financieras durante los años ochenta, potenciado por el aumento espectacular de la propiedad inmobiliaria (especialmente en Gran Bretaña y Francia). A su vez, detrás de los *shocks* de exportaciones netas en España existe evidencia favorable a la existencia de un tipo de cambio sobrevalorado durante buena parte del período analizado. En Alemania, por su parte, el nuevo mercado interior, tras la reunificación, ha provocado una pérdida de dinamismo en las exportaciones, mientras que la demanda de bienes de equipo en la ex-RDA sólo recientemente parece haber actuado como motor del crecimiento económico.

Esta diferenciación entre países vuelve a manifestarse en el análisis de los *shocks* de oferta. Paradójicamente, mientras que en Alemania y Francia parecen haber influido en la recesión, en el resto de los países la evidencia no parece ser tan concluyente. Por otra parte, la comparación entre los *shocks* de demanda y oferta entre las diferentes economías permite destacar la fuerte correlación de las perturbaciones en Alemania y Francia y la amplitud de la divergencia entre estos dos países y el resto. A la luz de estos resultados parece inferirse que la incompatibilidad de prioridades de política económica es un argumento de peso al que hay que prestar particular atención en el proceso de formación de una unión monetaria como la que se contempla en el contexto de la UE.

De todo este análisis emergen dos conclusiones de interés. La primera consiste en apuntar que el diseño de una política económica común a toda la UE para salir de la crisis, no puede realizarse ignorando las características idiosincráticas de cada país. La segunda es la constatación del alejamiento (para algunos países) del proceso de integración monetaria.

El resto del artículo se estructura de la siguiente manera. La Sección 2 plantea el modelo teórico (supuestos de identificación) que se usa a lo largo del trabajo. En la Sección 3 se utiliza el modelo anteriormente descrito para explicar las causas próximas de la recesión en España y, con algo menos de detalle, en el resto de las economías europeas. En la Sección 4 se analizan los *shocks* de oferta conjuntamente con los de demanda, constatatándose el proceso de alejamiento de la integración monetaria para el conjunto de países analizados. Finalmente, en la Sección 5 se ofrecen unas breves conclusiones.

2. Un modelo VAR estructural

2.1. Shocks de demanda

El análisis toma como punto de partida la descomposición del PIB (Y) por el lado de la demanda en los siguientes seis componentes: Consumo (C), Inversión en Construcción (CTR), Inversión en Bienes de Equipo (BEQ), Variación de Existencias (VEX), Consumo Público (G) y Exportaciones Netas (XN). Con el fin de lograr transformaciones estacionarias de dichas variables, en el análisis subsiguiente se consideran las primeras diferencias de C , CTR , BEQ y G (en logaritmos) y de los ratios VEX/Y y XN/Y ¹.

Denominando y_t al vector 6×1 de las transformaciones estacionarias de los componentes de demanda agregada, se empieza estimando un VAR de orden p :

$$A(L) y_t = \mu_t + u_t \quad (1)$$

donde μ_t es un vector (6×1) de componentes determinísticos, $A(L)$ es una matriz invertible (6×6) de retardos, con $A(L) = I - A_1 L - \dots - A_p L^p$ y u_t es un vector 6×1 de residuos formado por u_c , u_{ctr} , u_{beq} , u_g , u_{vex} y u_{xn} . En la medida en que las covarianzas de estas perturbaciones sean distintas de cero, resulta lógico esperar que todas ellas vengan determinadas por los mismos *shocks* subyacentes, así como por su dependencia directa. Es por ello que los residuos u_t no pueden ser directamente interpretables como *shocks* estructurales a los diversos componentes de la demanda agregada. Así, por ejemplo, en la medida en que el consumo (C) responda a la renta (Y) contemporáneamente, parte del residuo u_c reflejará *shocks* a otros componentes de la demanda agregada. Resulta por ello natural plantearse que la dependencia conjunta de los residuos, dentro del mismo período, se produzca a través del residuo de demanda agregada, aspecto al que dedicaremos la siguiente subsección.

Previamente, sin embargo, resulta necesario describir el cómputo de residuos de demanda agregada, u_y^d , en función de los residuos obtenidos para los componentes del PIB en la estimación precedente. En concreto, partiendo de la identidad contable (con $I = CTR + BEQ$)

$$Y = C + I + G + VEX + XN \quad (2)$$

mediante la diferenciación logarítmica de (2) se obtiene la tasa de crecimiento del PIB en función de las transformaciones estacionarias de los componentes, con ponderaciones (entre paréntesis) que varían en el tiempo²:

$$\Delta \ln Y = (C/A) \Delta \ln C + (I/A) \Delta \ln I + (G/A) \Delta \ln G + (Y/A) [\Delta(VEX/Y) + \Delta(XN/Y)] \quad (3)$$

¹ En concreto, mientras que en España todos los componentes son procesos integrados de orden uno, $I(1)$, en el resto de los países analizados todos los componentes son $I(1)$ excepto el ratio VEX/Y que es $I(0)$. Un análisis detallado de los resultados econométricos se encuentra en Sicilia (1994).

² Para obtener (3) basta con diferenciar logarítmicamente (2) y tener en cuenta que $\Delta(XN/Y) = (XN/Y)[\Delta(XN/XN) - \Delta Y/Y]$ y $\Delta(VEX/Y) = (VEX/Y)[\Delta(VEX/VEX) - \Delta Y/Y]$. Sustituyendo dichas expresiones en (2) log-diferenciada y despejando $\Delta Y/Y = (\Delta \ln Y)$ se obtiene (3). Nótese que, pese a no explicitarse por no complicar la notación, las ponderaciones en (3) (entre paréntesis) están fechadas en $(t-1)$.

con $A = C + I + G$.

Dado que las variables del lado derecho de (3) son los elementos del VAR especificado en (1), se obtiene una expresión análoga en términos de los valores predichos. Consecuentemente, restando ambas expresiones, se obtienen los residuos de demanda agregada como una combinación lineal de los residuos en (1), de forma que³:

$$u_y^d = (C/A)u_c + (CTR/A)u_{ctr} + (BEQ/A)u_{beq} + (G/A)u_g + (Y/A)(u_{vex} + u_{xn}) \quad (4)$$

2.2. Shocks estructurales de los componentes de demanda agregada

El siguiente paso consiste en establecer una correspondencia entre residuos y *shocks*. Siguiendo a Hall (1985) y Blanchard (1993), la identificación de los *shocks* estructurales de los componentes de demanda agregada a partir de los residuos individuales, (u), obtenidos en (1) y del residuo agregado (u_y^d) obtenido en (4), se realiza a partir de dos supuestos que se mantienen a lo largo del trabajo:

- 1) En cada período, los residuos asociados a cada uno de los componentes del PIB dependen entre sí exclusivamente a través del residuo de demanda agregada (u_y^d).
- 2) El residuo del consumo público (u_g) es exógeno.

Tal como se comentaba en la subsección anterior, el primer supuesto permite extraer del residuo de cada una de las seis ecuaciones del VAR en (1) el efecto del resto de componentes de demanda. A su vez, el segundo supuesto permite utilizar el residuo del gasto público como instrumento para estimar el efecto del residuo de demanda agregada (u_y^d) sobre cada uno de los componentes. Económicamente, dicho proceso de identificación se plasma en la estimación por variables instrumentales (VI) de las siguientes ecuaciones:

$$u_i = \alpha_i u_y^d + \varepsilon_i; \quad (i = C, CTR, BEQ, VEX, XN) \quad (5)$$

de manera que se interpretan los residuos de dichas ecuaciones como *shocks* estructurales (ε) de los componentes de demanda.

Una interpretación sencilla del procedimiento anterior puede obtenerse a partir de la siguiente simplificación del modelo implícito en (5) de acuerdo con el esquema tradicional «renta-gasto». Sea R el resto de componentes del PIB que no son consumo ni consumo público, esto es $Y = C + G + R$, de manera que (5) puede reescribirse en la forma:

$$u_c = \alpha_1 u_y^d + \varepsilon_c \quad (6)$$

$$u_r = \alpha_2 u_y^d + \varepsilon_r \quad (7)$$

$$u_y^d = u_c + u_r + u_g \quad (8)$$

³ Esta expresión se aplica con exactitud en el caso de España. En el resto de países, como VEX/Y es $I(0)$, se utiliza la fórmula adecuada a este caso.

donde en (8) se han ignorado las ponderaciones que aparecen en (3), sin pérdida de generalidad, para simplificar el álgebra. Por tanto, sustituyendo (6) y (7) en (8), se obtiene la expresión que vincula al residuo agregado, u_y^d , con los *shocks* en los componentes:

$$u_y^d = (1 - \alpha_1 - \alpha_2)^{-1} (u_g + \varepsilon_c + \varepsilon_r). \quad (9)$$

Dicha ecuación establece la descomposición precisa de las fluctuaciones del PIB en términos de los tres tipos de *shocks* descritos con anterioridad. Nótese que bajo el supuesto (2) se tiene que $E(u_g \varepsilon_c) = E(u_g \varepsilon_r) = 0$. Por tanto, si nuestro interés reside en estimar la relación (9), resulta claro que $\alpha_1 = E(u_c u_g) / E(u_y^d u_g)$ y $\alpha_2 = E(u_r u_g) / E(u_y^d u_g)$; es decir, se obtienen a partir de la estimación por VI de los coeficientes en (6) y (7), utilizando u_g como instrumento. Este método de identificación plantea algunos problemas. Por un lado, los supuestos necesarios para identificar los *shocks* de los componentes de demanda pueden ser excesivamente simplistas. Lo que se tiene en mente es una relación estructural entre consumo y PIB en (6), bien neoclásica o keynesiana (véase Hall, 1985)⁴, y una forma reducida entre el resto de componentes (R) y el PIB en (7). Existen varias interpretaciones para esta última relación: por una parte, consideraciones procedentes de la «teoría del acelerador» sugieren una relación positiva entre inversión y PIB; por otra, las exportaciones netas tenderán a decrecer cuando el PIB aumente; asimismo, existen efectos de *crowding-out* a través de aumentos del tipo de interés a resultados del crecimiento del PIB. Por todo ello, el coeficiente α_2 no tiene un signo bien definido. Por otro lado, el segundo supuesto no permite analizar interrelaciones directas procedentes de cambio de política fiscal en las distintas economías con el período de recesión. Pese a todas estas limitaciones, se puede avanzar sin grave pérdida de rigor, en la medida en que el análisis del VAR estimado muestre que el consumo público es un buen instrumento en los países analizados, como parece ser el caso⁵. Finalmente, conviene destacar que aunque los shocks ε_c y ε_r no son ortogonales por construcción, su correlación es muy inferior a la existente entre u_c y u_r . En este sentido, la interpretación de ε_c y ε_r como *shocks* asociados a C y R es aceptable.

Llegados a este punto, conviene señalar que el residuo u_y^d y los *shocks* ε permiten examinar las secuencias de *shocks* de demanda agregada y de los componentes (ambos normalizados por sus desviaciones típicas estimadas) en la fase recesiva y, por tanto, identificar componentes candidatos a su explicación. En concreto, se trata de buscar secuencias de *shocks* negativos, o bien *shocks* negativos aislados de tamaño considerable, que permitan rastrear aquellas perturbaciones que más han afectado al PIB por el lado de la demanda agregada.

2.3. Reducción de la dimensión del VAR y dinámica de los shocks

El análisis anterior permite establecer de manera directa la magnitud de los residuos de demanda agregada (u_y^d) y de los *shocks* estructurales de los componentes de demanda

⁴ Para un análisis detallado del papel del consumo en el ciclo de la economía española véase López-Salido (1994).

⁵ En la inmensa mayoría de los casos G no resulta significativo en ninguna ecuación del VAR salvo en la suya propia. Adicionalmente la correlación contemporánea u_g con el resto de residuos son muy reducidas. Por tanto, u_g está relacionado con los *shocks* de demanda por construcción y no se encuentra correlacionado con el resto de residuos del VAR estimado.

(e) así como su dependencia directa. Sin embargo, para profundizar en el análisis conviene no sólo estudiar el efecto directo de cada uno de los *shocks* sobre el PIB, sino también su impacto a lo largo del tiempo. Estudiar esta dinámica en un VAR con tantos componentes como el analizado previamente resulta una tarea hercúlea. Es por ello que en esta sección se considera la reducción de la dimensión del VAR en (1), según diversos criterios estadísticos. Para ello, se investiga la posible existencia de variables en (1) que tengan una fuerte capacidad predictiva sobre el resto. Se utilizan criterios de significación individual y conjunta de los componentes de cada una de las seis ecuaciones, así como el análisis de las correlaciones contemporáneas entre los residuos (u). En todos los casos se pueden encontrar uno o, a lo sumo, dos componentes de demanda con suficiente capacidad predictiva sobre el resto, lo que facilita la reducción de la dimensión del VAR sin una excesiva pérdida de información. La descripción de algunos de estos contrastes se encuentra en el Apéndice.

A modo de ejemplo del funcionamiento del VAR reducido, supongamos, sin pérdida de generalidad, que existen dos componentes de demanda con fuerte capacidad predictiva (por ejemplo, X y Z). Por tanto, se estima un VAR, ahora de dimensión 3, en la forma

$$A^*(L)y_t^* = m_t + \tilde{u}_t \quad (10)$$

donde $y_t^* = (\Delta \ln X_t, \Delta \ln Z_t, \Delta \ln Y_t)$, m_t es un vector (3×1) de variables determinísticas, $A^*(L)$ una matriz (3×3) de retardos invertible y \tilde{u}_t un vector (3×1) de residuos formado por \tilde{u}_x , \tilde{u}_z y \tilde{u}_y . Nótese que, como $X + Z$ no es igual a Y , a diferencia de lo que ocurría previamente, el residuo del PIB no es una simple combinación lineal de los residuos en X y Z , como en (6). Consecuentemente incluye otro tipo de perturbaciones entre las que, por exclusión de componentes de demanda agregada, se encuentran los *shocks* de oferta. En cualquier caso, se utilizan los mismos supuestos de identificación del apartado anterior a fin de aproximarse a los *shocks* estructurales de los componentes de demanda X y Z . Al igual que se hacía anteriormente, se utiliza el residuo del consumo público (u_g) obtenido en (1) para estimar por VI las ecuaciones:

$$\tilde{u}_x = \alpha_1 \tilde{u}_y + \tilde{\varepsilon}_x \quad (11)$$

$$\tilde{u}_z = \alpha_2 \tilde{u}_y + \tilde{\varepsilon}_z \quad (12)$$

donde los residuos $\tilde{\varepsilon}$'s se interpretan ahora como *shocks* en los componentes de la demanda agregada que entran en el VAR de dimensión reducida.

En lo que respecta al *shock* de los componentes excluidos, parece lógico definirlo como toda perturbación ortogonal a $\tilde{\varepsilon}_x$ y $\tilde{\varepsilon}_z$. Conviene destacar de nuevo que dicho *shock* ($\tilde{\varepsilon}_y$) recogerá no sólo aquellos *shocks* provenientes de los componentes excluidos, sino posiblemente también recoja los *shocks* de oferta. Así pues, la tercera ecuación que completa el sistema tiene la forma

$$\tilde{u}_y = \beta_1 \tilde{\varepsilon}_x + \beta_2 \tilde{\varepsilon}_z + \tilde{\varepsilon}_y \quad (13)$$

Nótese que las ecuaciones (11) a (13) imponen restricciones sobre la relación contemporánea entre residuos y *shocks*. Así, si $\tilde{\varepsilon} = (\tilde{\varepsilon}_x, \tilde{\varepsilon}_z, \tilde{\varepsilon}_y)'$ y $\tilde{u} = (\tilde{u}_x, \tilde{u}_z, \tilde{u}_y)'$, en forma matricial se obtiene la correspondencia

$$\tilde{u}_t = C_0 \tilde{\varepsilon}_t \quad (14)$$

$$\text{con } C_0 = \begin{pmatrix} 1 + \alpha_1 \beta_1 & \alpha_1 \beta_2 & \alpha_1 \\ \alpha_2 \beta_1 & 1 + \alpha_2 \beta_2 & \alpha_2 \\ \beta_1 & \beta_2 & 1 \end{pmatrix}$$

Por tanto, teniendo en cuenta (10) y (14), el sistema queda completamente especificado en función de los *shocks* estructurales ($\tilde{\varepsilon}$):

$$A^*(L)y_t^* = m_t + C_0 \tilde{\varepsilon}_t \quad (15)$$

de forma que al invertir $A^*(L)$ (con $C(L) = A^*(L)^{-1}$) se obtiene la representación *MA* del sistema:

$$y_t^* = \phi_t + C(L)C_0 \tilde{\varepsilon}_t \quad (16)$$

con $\phi_t = C(L)m_t$. La matriz $C(j)$ recoge los coeficientes de la representación de medias móviles en el retardo j y, por tanto, post-multiplicada por C_0 , representa directamente la función de Impulso-Respuesta de los *shocks* estructurales a los elementos del vector y_t^* . De esta manera, el análisis de los mecanismos de propagación de los *shocks* a través de dichas funciones permitirá completar el análisis previo sobre los candidatos potenciales a explicar la evolución de los residuos del PIB durante el período recesivo reciente: se elegirán aquellos componentes cuyos *shocks* tengan mecanismos de propagación más persistentes.

2.4. Shocks de oferta

Tras la identificación de los *shocks* estructurales de demanda, conviene intentar cuantificar su importancia. Si se supone que el PIB se ve afectado por dos tipos de perturbaciones (*shocks* de oferta y de demanda), de acuerdo con nuestro procedimiento secuencial de identificar en una primera etapa las innovaciones de demanda (u_y^d), basta con adoptar el supuesto de ortogonalidad entre ambos tipos de perturbaciones para proceder a identificar los *shocks* estructurales de oferta (u_y^s) en una segunda etapa. En efecto, partiendo de la representación ARIMA univariante del PIB

$$\alpha(L)\Delta \ln Y_t = \mu_{yt} + \theta(L)a_t \quad (17)$$

resulta claro que la innovación a_t es una función tanto de u_{yt}^d como de u_{yt}^s . Suponiendo que dicha relación es lineal, la condición de ortogonalidad

$$E(a - \gamma u_y^d / u_y^d) = 0 \quad (18)$$

permitirá identificar los *shocks* de oferta (u_y^s) como los residuos de la regresión de a sobre u_y^d .

Una parte de la literatura reciente sobre la identificación de *shocks* estructurales ortogonales, siguiendo el método pionero propuesto por Blanchard y Quah (1989) (a partir de ahora BQ), se ha preocupado por la identificación simultánea de ambos *shocks* mediante el uso de VAR bivariantes que contienen el PIB y otra variable adicional⁶. La identificación se logra imponiendo restricciones en la respuesta del output en el largo plazo a los distintos *shocks*. En general, se impone el supuesto de que el *shock* de demanda no tiene efectos a largo plazo sobre el PIB pero sí sobre la variable adicional. En cuanto a ésta, BQ utilizan la tasa de paro en Estados Unidos, mientras que Bayoumi y Eichengreen (1992) utilizan la tasa de inflación en una muestra de países europeos similar a la utilizada en este trabajo.

Frente a la posibilidad de adoptar cualquiera de estas aproximaciones, hemos optado por el procedimiento más sencillo descrito previamente. Pese a la limitación que supone la identificación en dos etapas diferenciadas frente a la identificación simultánea (como en BQ), la alternativa propuesta tiene la ventaja de permitir que ambos tipos de *shocks* tengan efectos a largo plazo sobre el PIB, siendo el supuesto sobre la ausencia de dicho efecto por parte del *shock* de demanda objeto de una de las críticas habituales a la metodología de BQ. En cualquier caso, con el fin de analizar la diferencia de nuestros resultados respecto a los obtenidos por el método de BQ, en la Sección 4 se efectuará una comparación de los *shocks* de oferta y demanda obtenidos por Bayoumi y Eichengreen (1992) con los nuestros.

3. Análisis de los *shocks* de demanda: estudios por países

Se utilizan datos trimestrales desestacionalizados de Contabilidad Nacional (Fuente: INE, OCDE) para el período 1970:1-1993:4 (España) y 1970:1-1993:2 (Alemania, Francia, Gran Bretaña e Italia).

3.1. España

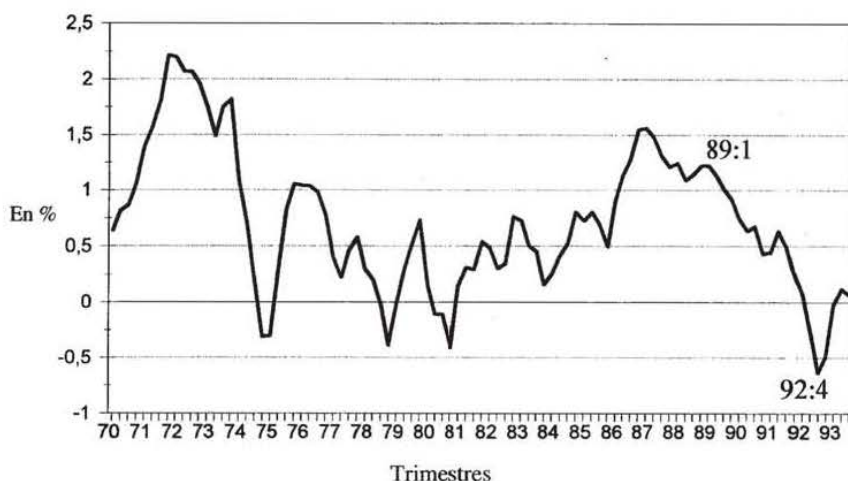
De entre todos los países analizados, España es uno de los que presenta un perfil receptivo más inquietante. Observando la evolución del crecimiento trimestral del PIB en la Figura 1 (sin anualizar), se constata la magnitud de la desaceleración de dicha tasa. Así, frente a una tasa media del 1,1% entre 1985 y 1988 se ha pasado al 0,4% desde 1989, alcanzando un mínimo de -0,6% en el 1992:4. Aunque no se presentan explícitamente, conviene señalar que, todos los componentes de demanda agregada presentan un perfil similar.

3.1.1. Formulación del VAR

Para poder aplicar el análisis VAR resulta necesario estudiar previamente el orden de integración de las series con el fin de lograr transformaciones estacionarias de los mismos. Para

⁶ Véase también Gamber y Joutz (1993), Mora (1993) y Roberts (1993).

FIGURA 1

TASA DE VARIACION DEL PIB
ESPAÑA (1970:2-1993:4)

ninguna de ellas (logaritmos de Y , C , CTR , BEQ y G , y los ratios XN/Y y VEX/Y) se puede rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria $I(1)$ al 5% de nivel de significación. Para todas ellas, sin embargo, se rechaza la hipótesis nula de doble raíz unitaria $I(2)$, salvo para C e Y ⁷. No obstante, la evolución de ambas variables sugiere que una posible hipótesis alternativa a ser $I(2)$ es que sean $I(1)$ alrededor de las primeras diferencias una tendencia quebrada con puntos de ruptura en 1974:1 y 1986:1, fechas correspondientes a la primera crisis del petróleo y a la entrada de España en la CE, respectivamente. Cuando se contrasta dicha hipótesis nula siguiendo el procedimiento propuesto por Andrés *et al.* (1990) basado en el estadístico Dickey-Fuller aumentando, se obtienen un t -ratio de -4,9 (Consumo) y -4,1 (PIB). Tomando valores críticos de -4,7 y -4,0 al 5% y 10% respectivamente [véase Rappoport y Reichlin (1989) y García Medina (1992)], consideramos que la especificación $I(1)$ alrededor de una media segmentada es satisfactoria, al menos a un nivel de significación del 10%.

A la vista de los resultados anteriores, se estima un VAR en las primeras diferencias de C , CTR , BEQ y G (en logaritmos), y de los ratios XN/Y y VEX/Y . El VAR estimado incluye variables ficticias consistentes con el modelo especificado previamente de tendencia segmentada en la media⁸. Para seleccionar el número de retardos en el VAR, se utilizaron los criterios AIC y FPE así como contrastes Portmanteau de que los residuos del VAR sean rui-

⁷ En todos los casos se utilizó el contraste ADF con diversas estructuras de desfases. Todos los resultados, tanto para España como para el resto de los países, se encuentran disponibles previa petición a los autores.

⁸ Dado que existía cierta evidencia de estacionalidad en el consumo durante el período 1981-83, se incluyeron variables artificiales estacionales que corrigieran el problema.

do blanco. En todos los casos se obtuvo un número óptimo de retardos igual a dos. Por tanto, los resultados que a continuación se ofrecen corresponden a un VAR(2).

3.1.2. Cálculo de los *shocks* de demanda

Tras estimar el VAR(2) con los seis componentes del PIB, se calcula el residuo de demanda agregada (u_y^d) y los *shocks* estructurales a cada uno de los componentes (ϵ_c , ϵ_{ctr} , ϵ_{beq} , ϵ_{vex} y ϵ_{an}) a partir de (4) y (5), respectivamente.

Existe consenso entre los analistas de la coyuntura en fijar el comienzo de la recesión en España en 1989. En cualquier caso la fuerte desaceleración del PIB comienza a finales de 1991 alcanzando un mínimo en 1992:4. A partir de ese momento el PIB se recupera débilmente, tardando dos trimestres en alcanzar de nuevo tasas de crecimiento positivas. En la Tabla 1 se examina la secuencia individualizada de *shocks*, normalizados por sus desviaciones típicas, a partir de 1989.

TABLA 1
SECUENCIA DE *SHOCKS* DE DEMANDA EN ESPAÑA

	u_y^d/σ_y	ϵ_c/σ_c	$\epsilon_{ctr}/\sigma_{ctr}$	$\epsilon_{beq}/\sigma_{beq}$	$\epsilon_{vex}/\sigma_{vex}$	$\epsilon_{an}/\sigma_{an}$
89:1	0,05	1,10	0,54	0,04	-0,04	-1,39
89:2	-0,10	-0,85	-0,07	-0,34	0,23	0,74
89:3	0,16	-0,31	1,21	-1,35	-0,05	0,19
89:4	0,50	0,06	0,90	-0,45	-0,67	0,18
90:1	0,19	-0,17	0,84	0,58	-0,94	0,20
90:2	-0,68	0,92	1,21	0,03	-0,60	-1,31
90:3	-0,38	-0,08	0,09	-1,40	-0,18	0,50
90:4	0,20	-0,45	0,30	-1,51	0,72	0,34
91:1	-1,15	1,47	1,56	0,91	-1,27	-1,86
91:2	0,13	0,01	-0,09	0,57	-0,05	-0,16
91:3	0,67	-0,04	-1,12	0,3	0,62	0,55
91:4	-1,05	1,31	-0,77	2,03	-0,55	-1,05
92:1	-1,16	1,27	-1,17	0,53	0,44	-1,06
92:2	-0,69	0,79	-0,75	-0,22	1,16	-1,04
92:3	-1,60	0,26	-0,20	-1,15	0,13	-0,25
92:4	-2,32	0,18	0,95	-0,33	-0,84	-0,59
93:1	-0,05	-0,65	0,80	-0,75	-0,22	0,62
93:2	1,13	-2,99	-0,85	-0,19	0,59	2,85
93:3	-0,28	0,46	0,00	2,03	0,98	-1,72
93:4	-0,56	-0,71	-0,48	-1,09	0,02	1,08

Nota: La estimación de los *shocks* está explicada en la sección 1. Los *shocks* son ruido blanco con media cero y desviaciones típicas unitarias.

A la vista de la Tabla 1, se puede afirmar que la economía española no se ve sometida ni a *shocks* individuales elevados ni a secuencias negativas largas hasta 1991:4, momento en que se encadena una secuencia negativa de seis trimestres consecutivos (en 1992:4 superior a dos desviaciones típicas). Tras esta secuencia, pese a observarse un *shock* positivo en 1993:2, la recuperación no parece sostenida. En lo que se refiere a los *shocks* sobre los componentes, se observan secuencias negativas en *C* y *BEQ* desde 1989:2 hasta 1990:4, en *CTR* desde 1991:1 hasta 1992:3 y, finalmente, una secuencia prácticamente ininterrumpida en *XN* desde 1991 hasta finales de 1992. Nótese que en los últimos períodos de la muestra se vuelven a observar pequeñas secuencias negativas en *C* y *BEQ*.

El perfil comentado difiere del obtenido por Blanchard (1993) para Estados Unidos, donde *C* y, en menor medida, *CTR* eran los únicos componentes que recibían *shocks* negativos durante la recesión en dicho país. La evidencia en España es menos clara, ya que no se distingue un único componente que explique la secuencia de *shocks* negativos de demanda salvo, posiblemente, *XN*. Dicha hipótesis se analizará con mayor detalle posteriormente.

Conforme a los resultados obtenidos, una interpretación coherente de la secuencia de *shocks* observada en la economía española podría ser la siguiente: desde 1989 hasta finales de 1990, los *shocks* negativos en *C* y *BEQ* podrían haber sido la consecuencia directa de las restricciones al crédito impuestas durante este período y levantadas en 1991⁹. A su vez *CTR* se sustentó con las inversiones públicas emprendidas cara a los eventos de 1992 (Juegos Olímpicos y Exposición Universal), pero experimentó una contracción fuerte y duradera a partir de 1991:3. Los *shocks* negativos a *XN* comienzan a finales de 1991 debido a la contracción del comercio mundial y a la sobrevaloración de la peseta. A su vez, los elevados tipos de interés, tanto nominales como reales, afectan a la inversión, al componente *CTR* desde mediados de 1991 y a *BEQ* desde mediados de 1992. Por su parte, los *shocks* positivos a *XN* en los dos primeros trimestres de 1993 parecen corresponder a los efectos favorables de las devaluaciones de la peseta, particularmente tras las dos primeras. En cualquier caso, no es hasta el período 1991:4-1992:4 cuando el efecto de los mecanismos de propagación provoca una secuencia negativa de *shocks* de demanda agregada.

Una forma alternativa de analizar la contribución de los componentes a la crisis consiste en computar secuencias de *shocks* acumulados (normalizados). Considerando que el período de crisis se sitúa entre 1991:4-1992:4, de forma que el *shock* en 1991:3 se fija igual a cero, en la Tabla 2 se presentan dichas secuencias. Se excluye la variable *VEX* por ser pequeña su aportación. De nuevo se constata que la secuencia de *shocks* negativos que mejor explica las perturbaciones negativas de demanda en dicho período son aquellas asociadas a *XN* y, en menor medida, los *shocks* en *CTR* y *BEQ*.

3.1.3. Reducción del VAR y función impulso-respuesta

En el apartado anterior se constataba la importancia de los *shocks* en *XN* y *CTR* durante el período recesivo en España. En este apartado se analiza hasta qué punto es correcta dicha hipótesis, tomando como base a la importancia de los mecanismos de propagación de los *shocks*.

⁹ Aunque no se ofrece explícitamente, el análisis se llevó también a cabo desagregando el consumo total en duradero y no duradero. Se constata que la secuencia de *shocks* negativos en este período corresponde en mayor medida al consumo duradero, como cabría esperar de las restricciones del crédito.

TABLA 2

SECUENCIA DE *SHOCKS* ACUMULADOS DE DEMANDA EN ESPAÑA

	$\Sigma(u_y^d/\sigma_y)$	$\Sigma(\varepsilon_c/\sigma_c)$	$\Sigma(\varepsilon_{ctr}/\sigma_{ctr})$	$\Sigma(\varepsilon_{beq}/\sigma_{beq})$	$\Sigma(\varepsilon_{xn}/\sigma_{xn})$
91:3	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
91:4	-1,05	1,31	-0,77	2,03	-1,05
92:1	-2,21	2,58	-1,94	2,55	-2,11
92:2	-2,90	3,36	-2,69	2,33	-3,15
92:3	-4,50	3,62	-2,89	1,19	-3,40
92:4	-6,82	3,81	-1,94	0,85	-3,99
93:1	-6,88	3,16	-1,14	0,10	-3,37
93:2	-5,75	0,18	-1,99	-0,09	-0,53
93:3	-6,03	0,64	-1,99	1,94	-2,54
93:4	-6,59	-0,07	-2,47	0,84	-1,46

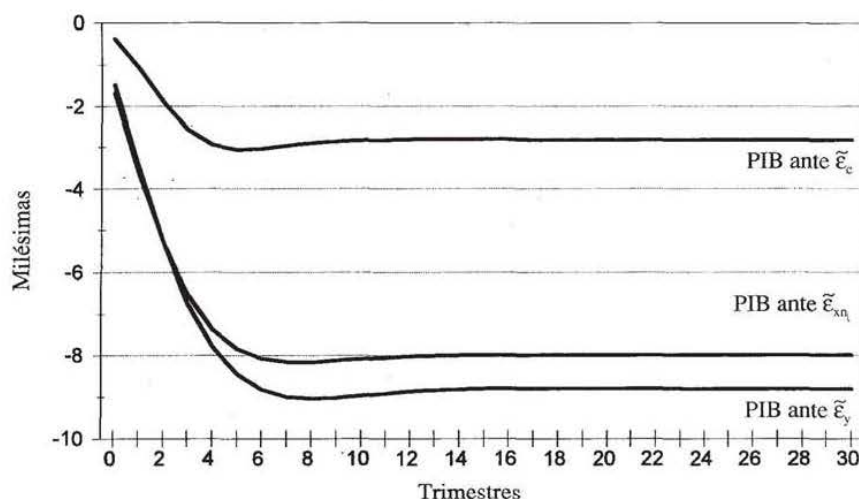
Nota: La estimación de los *shocks* está explicada en la sección 2. La suma de *shocks* (S_y) sigue un paseo aleatorio con media cero y desviación típica \sqrt{T} , siendo T el número de períodos desde 1991:4 hasta el período considerado. Por ejemplo, la desviación típica de S_y en 1992:4 es $\sqrt{5} = 2,24$.

A tal fin se procede a la reducción de la dimensión del sistema de componentes de la demanda agregada analizando contrastes de significación de cada componente individualizado así como la estructura de la matriz de covarianzas de los residuos. Respecto al primer criterio, C y CTR aparecen como candidatos por su alto poder predictivo; sin embargo, de acuerdo con el segundo criterio, XN es la variable cuya innovación presenta una correlación contemporánea más fuerte con el resto de innovaciones. A la vista de estos resultados, la selección de C y XN como integrantes del VAR reducido no parece acarrear una pérdida sustancial de información. No obstante, posteriormente comentaremos las variaciones que se producen al introducir CTR como una variable adicional en el VAR reducido.

A continuación se estima el VAR en (10) y se procede a identificar el vector de *shocks* estructurales $(\tilde{\varepsilon}_c, \tilde{\varepsilon}_{xn}, \tilde{\varepsilon}_y)$ mediante la estimación de (11)-(13). Utilizando la representación MA dada en (16) e integrando para obtener el efecto sobre el nivel, la Figura 2 muestra la respuesta del PIB ante *shocks negativos* (normalizados a una desviación estándar) en $XN(\tilde{\varepsilon}_{xn})$, $C(\tilde{\varepsilon}_c)$ y $PIB(\tilde{\varepsilon}_y)$ ¹⁰. El hecho de que la magnitud de la respuesta en el PIB a un *shock* en XN sea muy superior a la de C , viene a confirmar la conjetura expresada en la sección anterior: las exportaciones netas juegan un papel preponderante en la explicación de la recesión, tanto por la existencia de secuencias negativas de *shocks* en dicho período como por el efecto persistente que estos *shocks* tienen sobre el PIB. Por último, en lo que respecta a la respuesta del PIB a cambios en $\tilde{\varepsilon}_y$, que recoge tanto *shocks* de los componentes excluidos como *shocks* de oferta, conviene señalar que su persistencia a largo plazo se reduce al

¹⁰ Cuando se sustituye el consumo agregado por el duradero los resultados son parecidos. Por otra parte, especificaciones alternativas del VAR que añadan CTR muestran que el efecto dinámico de dicho componente sobre el PIB es pequeño.

FIGURA 2

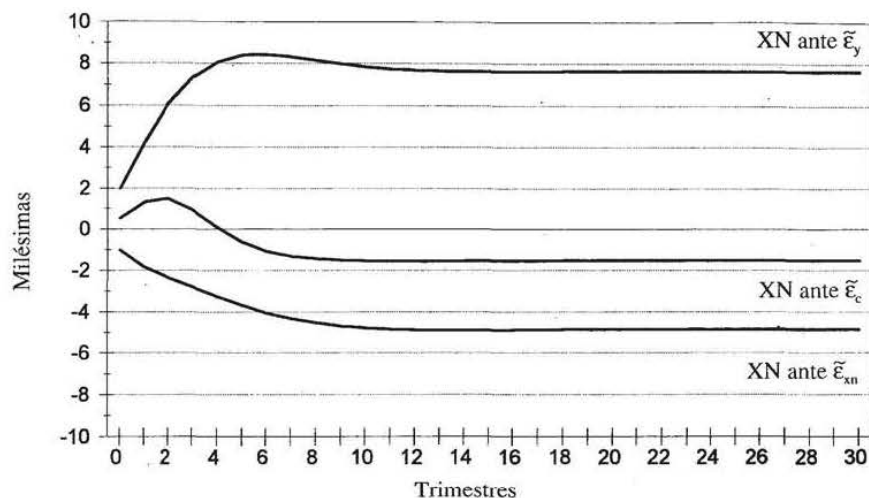
FUNCIÓN IMPULSO-RESPUESTA
(EN EL PIB) ESPAÑA

incluir *CTR* como variable adicional en el VAR reducido. Ello parece confirmar que el componente *CTR* ha jugado un papel en la recesión, si bien con menor peso que *XN* y que la importancia de los *shocks* de oferta posiblemente haya sido menor que en otras economías, aspecto que se analizará con más detalle en la Sección 4.

En cuanto a la explicación sobre las causas últimas de estos *shocks* en *XN*, se avanzaron anteriormente dos hipótesis no excluyentes. La primera es el efecto contractivo de la recesión en el comercio internacional. Así, se habría producido una reducción en las exportaciones, por la escasez de demanda exterior, a un ritmo superior a la reducción en las importaciones, vía caída de la demanda interna. La importancia de este factor viene determinada por la creciente dependencia exterior de la economía española, acentuada por su incorporación a la CE en 1986. La segunda consideración se refiere a la sobrevaloración de la peseta desde su entrada en el SME, como parte de la estrategia de reducción de la inflación. Tal como se comentaba con anterioridad, la importancia de esta segunda hipótesis parece venir confirmada por la secuencia de *shocks* negativos durante el período en que se mantuvo la peseta artificialmente apreciada y, también, por los *shocks* positivos elevados en los dos primeros trimestres de 1993, una vez que tuvieron lugar las sucesivas devaluaciones de la peseta. Estos *shocks* positivos consiguen frenar el efecto sobre el output de un *shock* negativo en *C* en este trimestre y provocan el cambio de tendencia en la evolución del PIB. El análisis de las funciones de Impulso-Respuesta permite analizar este efecto positivo, sin más que considerar el espejo de la Figura 2, esta vez frente a un *shock* positivo en vez de uno negativo. En lo que respecta a la alta dependencia exterior de la economía española, la Figura 3 muestra la función Impulso-Respuesta de *XN* frente a los *shocks* negativos en los tres componentes ana-

FIGURA 3

FUNCIÓN IMPULSO-RESPUESTA
(EN LAS XN) ESPAÑA



lizados. Conviene notar que un *shock negativo* en C , al contrario de lo que ocurre en los otros países, no produce un ajuste positivo en el saldo exterior. Ello puede ocurrir por dos razones: bien porque la demanda de importaciones, particularmente en su vertiente de bienes de consumo, sea especialmente insensible a variaciones en el PIB, bien porque no se hubiera producido un desvío de la producción desde las exportaciones hacia la demanda interna¹¹.

En resumen, el comienzo de la recuperación en España parece estar dirigido por las exportaciones netas. En este sentido, existe una peculiaridad en la salida de esta recesión, ya que, casi siempre, la salida de los ciclos depresivos en la economía española venía provocada por el aumento de la demanda interna. Ahora, en cambio, es el sector exterior el que actúa de lanzadera. Así, un ejercicio interesante consiste en computar las predicciones de crecimiento del PIB que se obtienen con el VAR reducido a partir de 1993:1. La Figura 4 muestra cómo el modelo predice correctamente la salida de la crisis, si bien el intervalo de confianza de dicha predicción es amplio. Por último, también se puede decir algo sobre si la aportación de la demanda externa al crecimiento del PIB, remitirá en un futuro próximo, dando paso a un mayor dinamismo del consumo y otros componentes de la demanda interna. En la Figura 5 se muestra la función de Impulso-Respuesta de C a *shocks* (negativos) en los componentes del VAR (10), observándose (en conjunción con las Figuras 2 y 3) que el consumo, y en menor medida la inversión, aumenta tras una variación positiva en $\tilde{\epsilon}_{xn}$ al cabo de un año y medio. Por tanto, existe evidencia sobre un papel preponderante del consumo privado en un escenario de reactivación como el que se vislumbra, una vez se agoten los efectos favorables de las devaluaciones.

¹¹ Buisán y Gordo (1994) muestran evidencia favorable a esta última hipótesis.

FIGURA 4

PREVISIÓN DE SALIDA DE LA CRISIS
ESPAÑA (1993:1-1993:4)

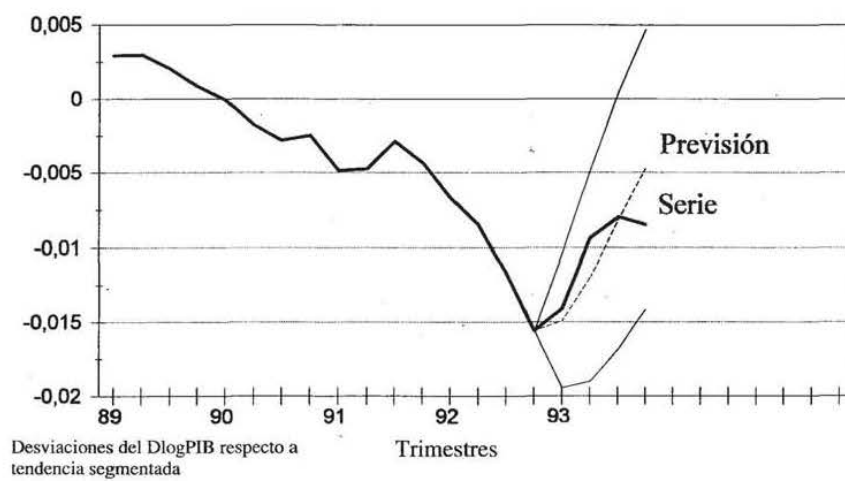
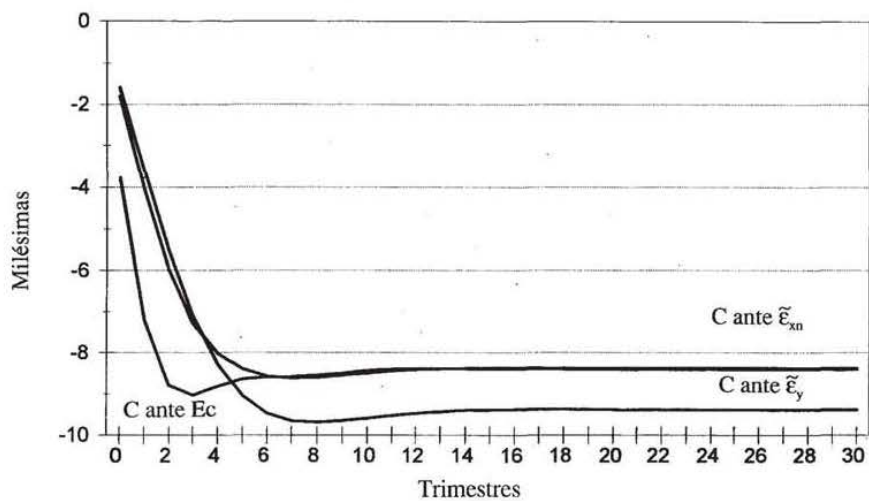


FIGURA 5

FUNCIÓN IMPULSO-RESPUESTA
(EN EL C) ESPAÑA



3.2. Otros países de la Unión Europea

En este apartado se estudian las secuencias de *shocks* de demanda acontecidas durante la recesión en el resto de economías analizadas, es decir, Alemania, Francia, Gran Bretaña e Italia. Dicho análisis permite terciar en la disputa sobre la incompatibilidad de políticas económicas en la UE y la conveniencia de adoptar medidas comunes en períodos recesivos.

El análisis previo de la evolución de la tasa de crecimiento del PIB, ofrecida en la Figura 6, muestra las primeras discrepancias entre las economías analizadas. Mientras que la economía británica entra en un proceso de desaceleración en 1989 (alcanzando un crecimiento negativo al mismo tiempo que en Estados Unidos), el resto de países no entran en recesión hasta dos años más tarde. Por tanto, la recesión en Gran Bretaña se puede fechar en el período 1990:3-1992:1. Por su parte, Alemania presenta una evolución marcada por un incremento en la tasa de variación media del PIB durante los dos años posteriores a la reunificación (1,1% en 1990-91 frente al 0,7% en 1985-89). La recesión se concentra en el período 1992:2-1993:2, al igual que ocurre en Francia, si bien en este último caso sin la intensidad del auge precedente. En Italia, aunque el PIB alcanza tasas negativas en 1992, la evolución es más homogénea, con tasas de crecimiento medio moderadas tanto en la última recesión como en la expansión anterior.

FIGURA 6a

TASA DE VARIACIÓN DEL PIB ALEMANIA (70:2-93:2)

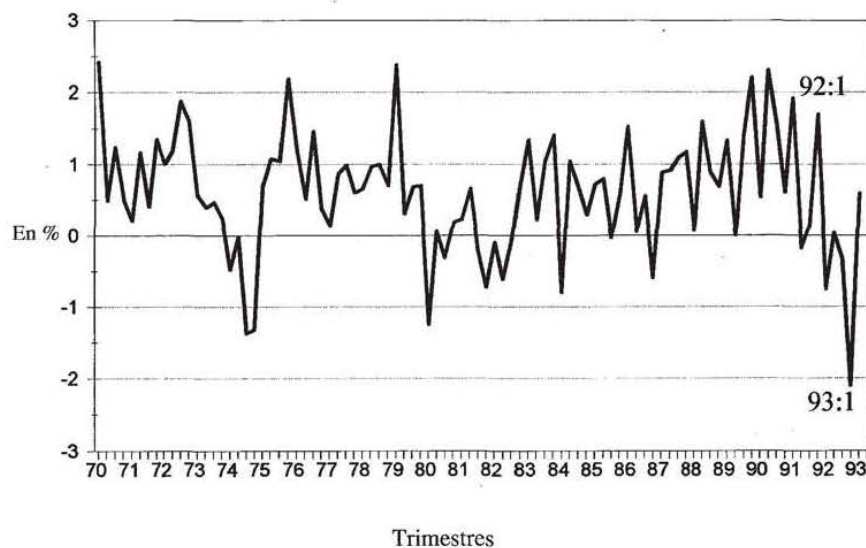


FIGURA 6b

TASA DE VARIACIÓN DEL PIB
FRANCIA (70:2-93:2)

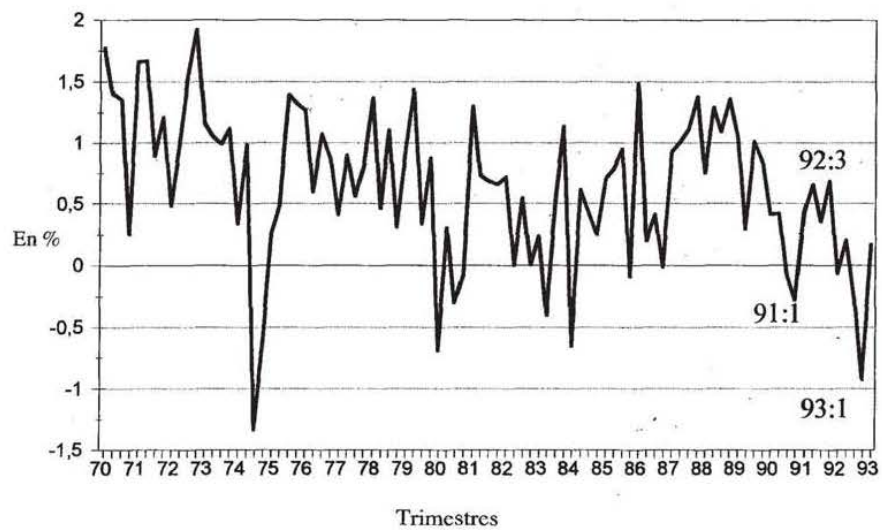


FIGURA 6c

TASA DE VARIACIÓN DEL PIB
ITALIA (70:2-93:2)

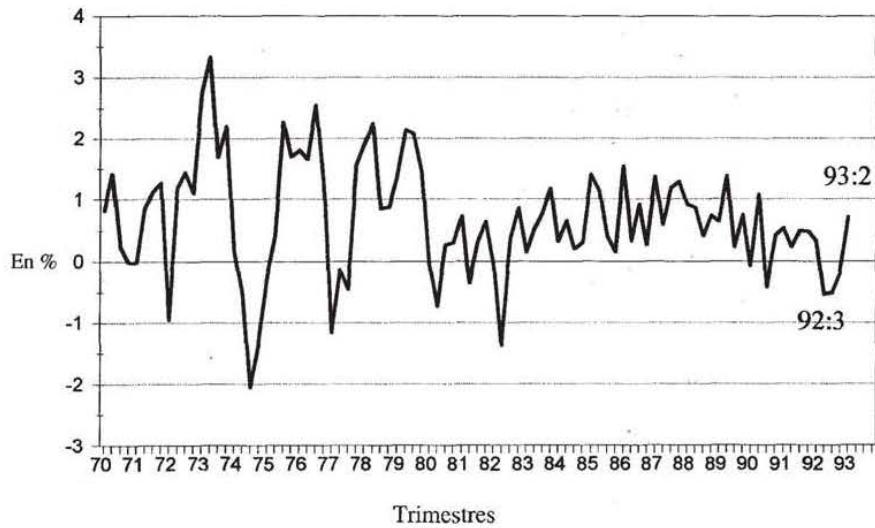
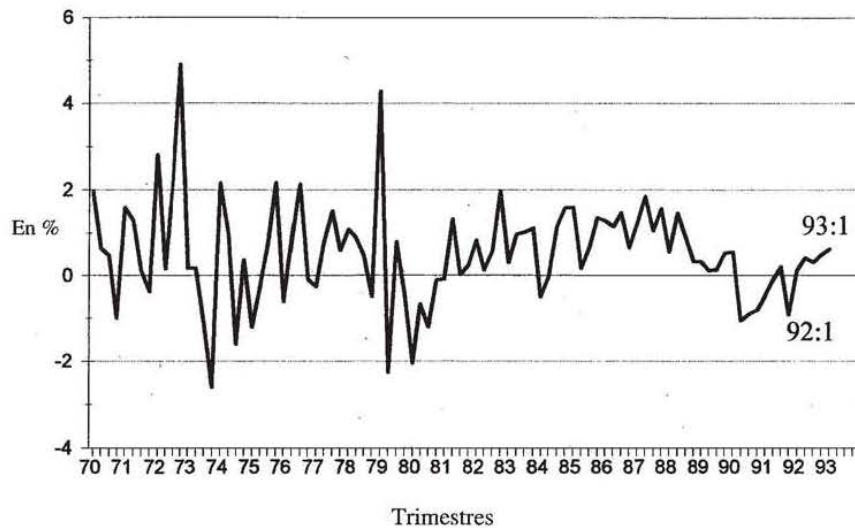


FIGURA 6d
TASA DE VARIACIÓN DEL PIB
GRAN BRETAÑA (70:2-93:2)



3.2.1. Formulación del VAR

El estudio del orden de integración de los componentes del VAR ofrece en todos los casos el mismo resultado que para España, con la excepción del ratio VEX/Y que es $I(0)$. Por ello, se estima un VAR(2) con las siguientes 6 variables: $\Delta \ln C$, $\Delta \ln CTR$, $\Delta \ln BEQ$, $\Delta \ln G$, $\Delta(XN/Y)$ y VEX/Y . En la formulación del VAR se incluye una variable ficticia de escalón que recoge el *shock* del petróleo posterior a 1973. Adicionalmente, en el caso de Gran Bretaña se recoge el impacto del precio del petróleo con una variable escalón en 1980 que recoge el cambio de nivel en dicha serie tras ese año. Finalmente, Italia es el único caso entre los analizados en que existe evidencia de cointegración entre C e Y , por lo que el VAR estimado para este país permite una relación a largo plazo entre el nivel de ambas series.

3.2.2. *Shocks* de demanda

Las Tablas 3-6 muestran las series de los *shocks* acumulados a partir de u_y^d y de los componentes (ϵ). Al igual que en el caso de España, se excluye la variable VEX por ser su aportación poco relevante. En las mismas se observa que la evolución de los *shocks* en los componentes es distinta en cada país. Mientras que en Alemania, CTR y XN parece ser las variables candidatas a explicar la recesión, en Francia parece estar en C el origen más próximo de la misma. La dinámica de los *shocks* en Italia, al igual que en España, presenta una

secuencia compleja de *shocks* negativos en *C*, *CTR* y *BEQ*, si bien sólo son atípicos los *shocks* sobre el consumo. Gran Bretaña, por su parte, presenta una evolución claramente diferenciada del resto de países. Por un lado, los *shocks* u_y^d siguen un patrón distinto. Por otro, la recuperación es más lenta, fundamentalmente dominada por rachas negativas en *C* y *BEQ*.

TABLA 3

SECUENCIA DE *SHOCKS* ACUMULADOS DE DEMANDA EN ALEMANIA

	$\Sigma(u_y^d/\sigma_y)$	$\Sigma(\varepsilon_c/\sigma_c)$	$\Sigma(\varepsilon_{ctr}/\sigma_{ctr})$	$\Sigma(\varepsilon_{beq}/\sigma_{beq})$	$\Sigma(\varepsilon_{xn}/\sigma_{xn})$
92:1	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
92:2	-1,64	2,07	-1,25	1,56	-1,62
92:3	-1,82	2,05	-1,46	0,98	-1,69
92:4	-2,29	3,51	-1,24	0,92	-2,69
93:1	-3,99	3,67	-2,88	1,56	-3,59
93:2	-2,44	1,97	-1,40	-0,94	-1,92

TABLA 4

SECUENCIA DE *SHOCKS* ACUMULADOS DE DEMANDA EN FRANCIA

	$\Sigma(u_y^d/\sigma_y)$	$\Sigma(\varepsilon_c/\sigma_c)$	$\Sigma(\varepsilon_{ctr}/\sigma_{ctr})$	$\Sigma(\varepsilon_{beq}/\sigma_{beq})$	$\Sigma(\varepsilon_{xn}/\sigma_{xn})$
92:1	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
92:2	-1,07	-0,71	-0,09	0,61	1,00
92:3	-0,87	-0,80	0,25	1,05	0,18
92:4	-2,05	-0,28	0,66	0,88	0,72
93:1	-3,33	-1,38	-0,17	0,24	1,96
93:2	-2,38	-2,17	-0,11	-1,04	1,55

TABLA 5

SECUENCIA DE *SHOCKS* ACUMULADOS DE DEMANDA EN ITALIA

	$\Sigma(u_{y/oy}^d)$	$\Sigma(\varepsilon_{c/oc})$	$\Sigma(\varepsilon_{ctr/actr})$	$\Sigma(\varepsilon_{beq/obeq})$	$\Sigma(\varepsilon_{xn/oxn})$
92:1	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
92:2	-0,73	-0,56	-0,93	-1,17	0,22
92:3	-2,16	-2,96	-1,91	-2,61	2,04
92:4	-1,87	-3,82	-2,70	-2,55	2,00
93:1	-1,89	-5,02	-3,37	-3,25	4,20
93:2	-0,19	-4,7	-3,32	-2,18	2,96

TABLA 6
SECUENCIA DE *SHOCKS* ACUMULADOS DE DEMANDA EN GRAN BRETAÑA

	$\Sigma(u_y^d/\sigma_y)$	$\Sigma(\varepsilon_c/\sigma_c)$	$\Sigma(\varepsilon_{ctr}/\sigma_{ctr})$	$\Sigma(\varepsilon_{beq}/\sigma_{beq})$	$\Sigma(\varepsilon_{xn}/\sigma_{xn})$
90:2	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
90:3	-1,24	-0,81	1,22	-1,56	-0,59
90:4	-1,65	-1,21	1,68	-2,36	-0,18
91:1	-1,37	-1,84	1,20	-2,23	-0,15
91:2	-2,17	-3,13	1,82	-2,92	-0,13
91:3	-2,46	-3,18	2,13	-3,32	-0,66
91:4	-2,32	-3,63	1,85	-2,98	-1,03
92:1	-4,52	-3,28	4,32	-5,15	-3,24
93:2	-4,31	-2,37	3,98	-5,18	-3,58

Nota: Las cuatro Tablas anteriores son equivalentes a la Tabla 2. Todas las consideraciones resaltadas en la nota de la Tabla 2 son válidas.

Cuando se procede a examinar la capacidad predictiva de los distintos componentes a fin de reducir la dimensión del VAR, se encuentra que *C* es la variable dominante en Gran Bretaña e Italia, mientras que *C* y *XN* lo son en Francia y *XN*, ayudada por *BEQ*, lo es en Alemania (véase Apéndice)¹².

La estimación para cada país del VAR reducido permite constatar la importancia de los *shocks* estructurales en los componentes seleccionados, su efecto inmediato sobre el PIB y sus implicaciones a más largo plazo. La Figura 7 muestra las funciones de Impulso-Respuesta del PIB a variaciones (en una desviación típica) de los *shocks* relevantes en cada caso. En Alemania el mayor efecto, tanto a corto como a largo plazo, viene provocado por el *shock* en *XN*; por su parte, el *shock* en *BEQ* tiene un impacto contemporáneo reducido para aproximarse, al cabo de 3 años, al *shock* de *XN*. Este resultado parece ser consistente con los argumentos que consideran las exportaciones y la inversión como pilares tradicionales del crecimiento alemán. Sin embargo, lo más sorprendente en esta última recesión es que el fuerte incremento de la demanda de bienes de inversión en la ex-RDA (causante de la reducción de exportaciones al reorientarse la producción hacia el mercado anterior) no ha bastado para compensar las perturbaciones negativas en el sector exterior. Finalmente, cabe señalar que el efecto negativo sobre el PIB de un *shock* negativo en $\tilde{\varepsilon}_y$ parece indicar el papel importante jugado por los *shocks* de oferta en la explicación de la recesión, aspecto sobre el que volveremos en la Sección 4.

En el caso de Francia los resultados no son tan claros, si bien se observa que el consumo es el componente con mayor efecto sobre el PIB y que la aportación de los *shocks* en *XN* es muy reducida. Al igual que en Alemania, existe cierta evidencia sobre la importancia del papel jugado por los *shocks* de oferta. Por último, en lo que respecta a Italia y Gran Bretaña, el análisis de las funciones de Impulso-Respuesta ofrece un mensaje muy claro: los *shocks* en el consumo son los que mayor impacto tienen sobre el PIB.

¹² Ampliaciones del VAR reducido con otros componentes ofrecen resultados consistentes con los expuestos en el texto.

FIGURA 7a

FUNCIÓN IMPULSO-RESPUESTA
(EN EL PIB) ALEMANIA

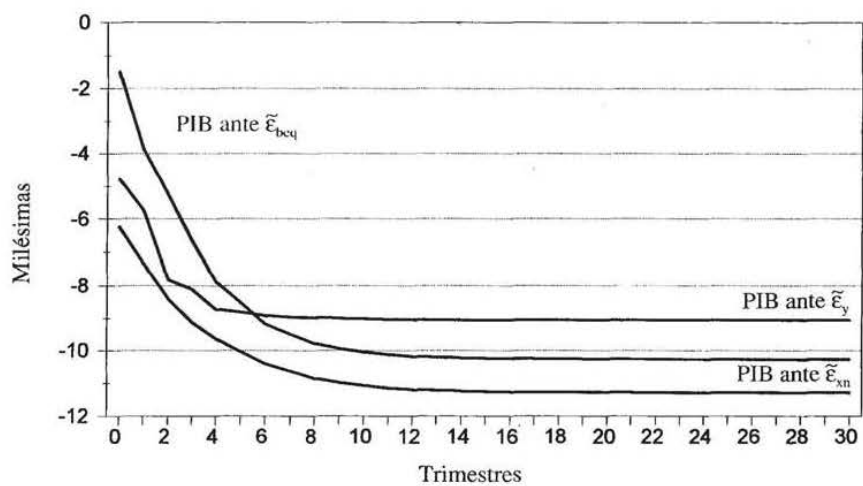


FIGURA 7b

FUNCIÓN IMPULSO-RESPUESTA
(EN EL PIB) FRANCIA

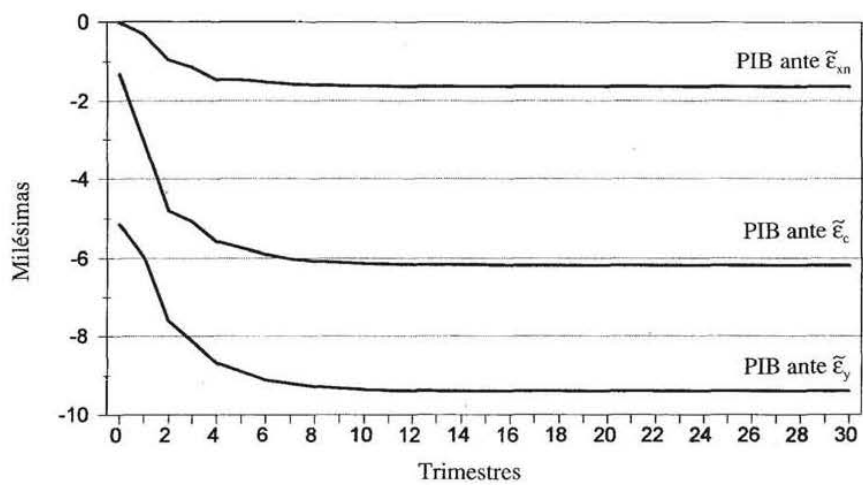


FIGURA 7c

FUNCIÓN IMPULSO-RESPUESTA
(EN EL PIB) ITALIA

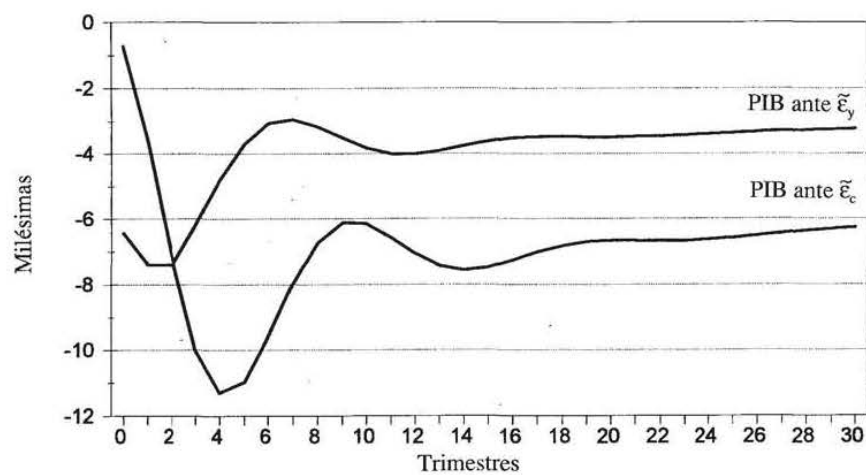
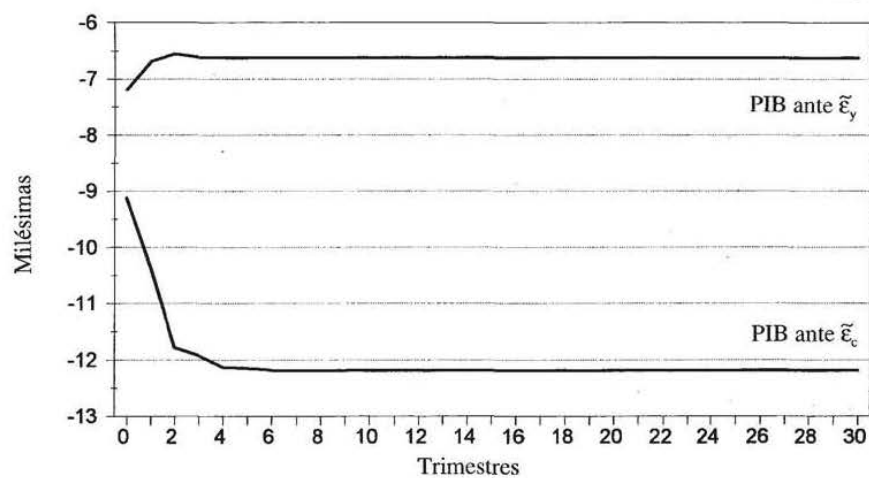


FIGURA 7d

FUNCIÓN IMPULSO-RESPUESTA
(EN EL PIB) GRAN BRETAÑA



Un resumen de los resultados anteriores podría ser que la última recesión en los países de la UE ha venido inducida por dos tipos de *shocks*: en *XN* (Alemania y España) y en *C* (Francia, Gran Bretaña e Italia). Por otro lado conviene resaltar el efecto de los *shocks* de oferta (a través de $\tilde{\epsilon}_y$). Este último resultado se confirma por una doble vía. En primer lugar, porque la inclusión de componentes adicionales en el VAR reducido no elimina el efecto negativo persistente sobre el PIB de $\tilde{\epsilon}_y$. En segundo lugar, porque el análisis de la secuencia de *shocks* de oferta (u_y^s), explícito en la Sección 4, muestra secuencias negativas durante la recesión tanto en Francia como en Alemania.

La conclusión inmediata de estos resultados es que las diferencias existentes tanto en los *shocks* como en el efecto de cada uno sobre el PIB de cada país, son un síntoma de realidades distintas. Por tanto, el diseño de políticas dirigidas a salir de la crisis no es necesariamente único, ni puede resultar eficiente que lo sea.

4. *Shocks* de oferta

Hasta ahora el efecto dinámico de los *shocks* de oferta (u_y^s) sobre el PIB sólo se ha analizado de forma indirecta a través del efecto del *shock* $\tilde{\epsilon}_y$. Su identificación explícita a través de las ecuaciones (17) y (18) permite analizar hasta qué punto se ha visto afectado por distintos tipos de *shocks* durante la recesión. Adicionalmente, este enfoque permite analizar el supuesto retroceso en el proceso de integración europea tras el período recesivo.

TABLA 7
IMPORTANCIA RELATIVA DE *SHOCKS* DE OFERTA Y DEMANDA
(1990:1-1993:2)

	Alemania	España	Francia	Italia	GB
$\sigma^s/(\sigma^{2s} + \sigma^{2d})^{1/2}$	0,57	0,38	0,54	0,41	0,44
$\sigma^d/(\sigma^{2s} + \sigma^{2d})^{1/2}$	0,43	0,62	0,46	0,59	0,56

El estudio de los *shocks* de oferta para cada país revela que todos ellos han sufrido, en mayor o menor medida, secuencias negativas desde 1990. En la Tabla 7 se muestra la importancia relativa de los *shocks* estructurales de oferta y demanda en el período 1990:1-1993:2. Estos resultados, junto a los efectos dinámicos de $\tilde{\epsilon}_y$ sobre el PIB examinados previamente, muestran que en España, Gran Bretaña e Italia los *shocks* de oferta han tenido un papel menor que los de demanda como factor explicativo de la crisis. Por contra, su importancia relativa es mayor en Alemania y Francia. Consecuentemente, la asimetría entre *shocks* de oferta y de demanda, junto a las diferencias existentes entre los *shocks* a los diferentes componentes de demanda, plantea serias dudas sobre las características de la recesión europea y el estado del proceso de integración en una unión monetaria.

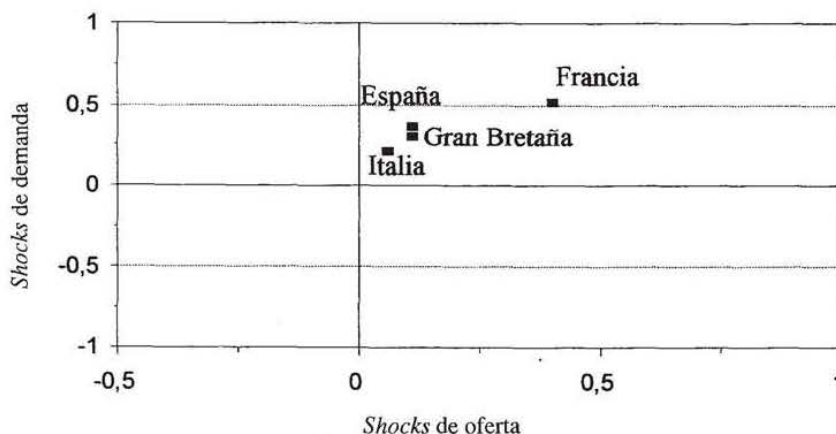
Esta última cuestión puede ser abordada dentro de nuestro marco analítico siguiendo la teoría de áreas económicas óptimas propuesta por Mundell (1961). Como es bien sabido, dicha teoría establece que una condición necesaria para el diseño de un área óptima común es

la similitud/simetría de *shocks* en las distintas regiones. Dicha hipótesis ha sido contrastada por Bayoumi y Eichengreen (1992) utilizando el marco de la identificación desarrollado por BQ para una muestra similar de países europeos en el período 1960-1988 (con datos anuales). La conclusión de su trabajo es similar a la nuestra: mientras la simetría de *shocks* en Alemania y Francia (entre otros países de la Europa Central) es suficientemente alta (relativamente a las regiones en EE. UU.) como para garantizar un área común, los demás países (entre ellos España, Gran Bretaña e Italia) no parecen estar en las mejores condiciones para incorporarse. Este fenómeno es particularmente evidente para las economías británica e italiana.

Para comprobar de forma sencilla hasta qué punto puede haberse alejado la integración, en la Figura 8(a) se muestran las correlaciones de los distintos *shocks* entre 1970 y 1988 en cada país respecto a los *shocks* en Alemania (tomado como referencia por ser ancla de la UE).

FIGURA 8a

CORRELACIÓN DE *SHOCKS*
DATOS TRIMESTRALES (70:1-88:4)

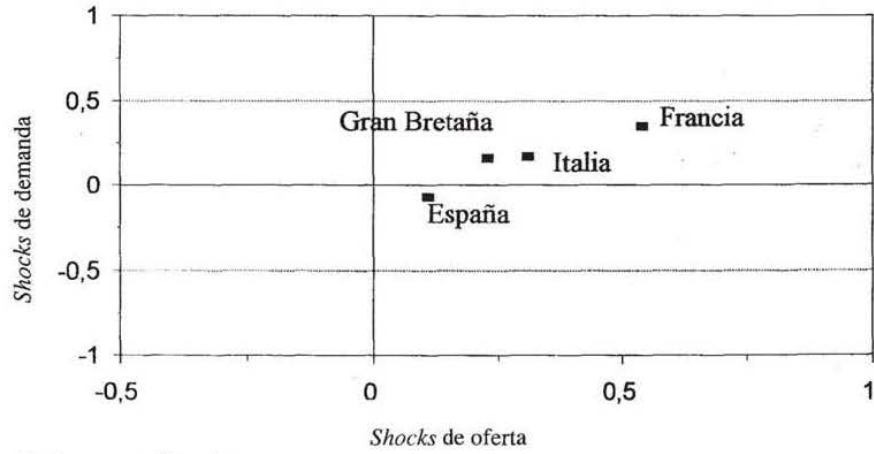


Shocks respecto a Alemania

Se observa cómo los *shocks* en Francia presentan una correlación fuerte con los alemanes, mientras que en el resto de países la correlación es menor. Para comprobar en qué medida los resultados son robustos al procedimiento de identificación elegido, en la Figura 8(b) se muestran los resultados obtenidos por Bayoumi y Eichengreen en el período 1960-1988. Habiendo comprobado que sus correlaciones en el período 1970-1988 no difieren significativamente de las ofrecidas en 8(a), la comparación de ambas figuras muestra la mejora progresiva de España y el empeoramiento de Gran Bretaña e Italia durante el período más reciente. Finalmente en la Figura 8(c) se ilustran las correlaciones para el período comprendido entre 1989:1 y 1993:2. Tras la recesión, los *shocks* en España y Francia apenas ven alterada su correlación con los de Alemania. Italia se despegó ligeramente y Gran Bretaña se ve afectada por *shocks* negativamente correlacionados con los de Alemania.

FIGURA 8b

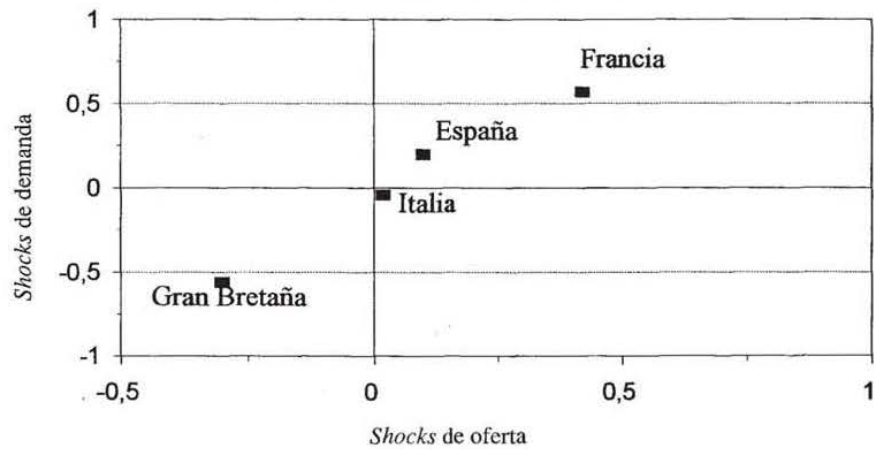
CORRELACIÓN DE *SHOCKS* (BE)
DATOS ANUALES (1960-1988)



Shocks respecto a Alemania

FIGURA 8c

CORRELACIÓN DE *SHOCKS*
DATOS TRIMESTRALES (89:1-93:2)



Shocks respecto a Alemania

5. Conclusiones

Las principales conclusiones de este trabajo se pueden resumir en los siguientes tres puntos:

a) La causa aparente de la última recesión en España parece encontrarse en *shocks* atípicos en el sector exterior y, en menor medida, en la inversión. Esta conclusión surge de la identificación de una secuencia de *shocks* estructurales negativos en las exportaciones netas durante la recesión y del efecto prolongado que estos *shocks* tienen sobre el PIB. Algo similar, pero con menor importancia, ocurre en la inversión en construcción. Adicionalmente, se puede conectar el cambio de tendencia del PIB en el primer trimestre de 1993 con *shocks* positivos elevados en las exportaciones netas. Pese a que no se identifican explícitamente las causas últimas de estos *shocks*, parece que la posición sobrevalorada de la peseta dentro del mecanismo de cambios del SME ha jugado un papel determinante como factor explicativo de la recesión y que, por consiguiente, las devaluaciones posteriores han resultado ser muy beneficiosas para salir de la misma.

b) La recesión en los cinco países de la UE considerados responde a motivos diferentes. En Alemania la causa parece encontrarse en un comportamiento atípico en el sector exterior. Por otra parte, en Francia, Gran Bretaña e Italia hay evidencia a favor de que esta recesión está causada por *shocks* en el consumo. Además, en Alemania y Francia no se puede descartar que *shocks* de oferta hayan contribuido de manera importante al desarrollo de la misma. Parece, por tanto, que no existe una receta común a estos países europeos para salir de la crisis. En cada país, la salida dependerá, en primera instancia, de la recuperación de aquellos componentes que provocaron la recesión en primer lugar.

c) A través del análisis de los *shocks* de oferta y demanda, se pueden ver las distintas posiciones en que se encuentran estos países ante el inicio de la tercera fase de la unión monetaria. La divergencia se ha ampliado tras esta recesión. Escogiendo a Alemania como país ancla se constata cómo, tras la última crisis, solamente Francia, y en menor medida, España parecen estar en condiciones de continuar con el proceso de integración monetaria. Gran Bretaña es el país que parece más distanciado en relación con los anteriores, por lo que su posible no incorporación parece perfectamente justificable, en razón al carácter idiosincrático de sus *shocks*.

Referencias bibliográficas

- [1] ANDRÉS, J.; ESCRIBANO, A.; MOLINAS, C., y TAGUAS, D. (1990), *La Inversión en España: Econometría con Restricciones de Equilibrio* (ed. Antoni Bosch). Instituto de Estudios Fiscales.
- [2] BAYOUMI, T., y EICHENGREEN, B. (1992), *Shocking Aspects of European Monetary Unification*, Centre for Economic Policy Research, Discussion Paper no. 643.
- [3] BLANCHARD, O. J., y QUAH, D. (1989), «The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances», *American Economic Review*, vol. 79, n.º 4, pp. 655-673.
- [4] BLANCHARD, O. (1993), «Consumption and the Recession of 1990-1991», *AEA Papers and Proceedings*, vol. 83, no. 4, pp. 270-274.
- [5] BUISÁN, A., y GORDO, E. (1994), «Funciones de Importación y Exportación de la Economía Española», *Investigaciones Económicas*, vol. XVIII (1), pp. 165-192.

- [6] GAMBER, E., y JOUTZ, F. L. (1993), «The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances: Comment», *American Economic Review*, vol. 83, n.º 5, pp. 1387-1393.
- [7] GARCÍA-MEDINA, N. (1992), *Las hipótesis de raíz unitaria y de tendencias con rupturas. Una aplicación empírica para el caso español*, manuscrito no publicado, CEMFI.
- [8] HALL, R. E. (1985), «The Role of Consumption in Economic Fluctuations», chapter 4 in (Ed. R. Gordon), *The American Business Cycle: Continuity and Change*, Univ. Chicago Press.
- [9] HALL, R. E. (1993), «Macro Theory and the Recession of 1990-1991», *AER Papers and Proceedings*, vol. 83, n.º 2, pp. 275-279.
- [10] HANSEN, G. D., y PRESCOTT, E. C. (1993), «Did Technology Shocks Cause the 1990-1991 Recession?», *AER Papers and Proceedings*, vol. 83, n.º 2, pp. 280-286.
- [11] LÓPEZ-SALIDO, J. D. (1994), «Consumo y Ciclo: Teoría y Evidencia para el Caso Español», de próxima aparición en: *El Papel del Ahorro y la Inversión como Impulsores de la Actividad Económica* (ed. Federación de Cajas Vasco-Navarras, San Sebastián).
- [12] MORA, R. (1993), *The EC Effect on the Spanish GDP and Unemployment Rate*, CEMFI, Documento de Trabajo n.º 9315.
- [13] MUNDELL, R. (1961), «A Theory of Optimum Currency Areas», *American Economic Review*, pp. 675-685.
- [14] PERRY, G. L., y SCHULTZE, C. L. (1993), «Was This Recession Different? Are They All Different?», *Brookings Papers on Economic Activity*, 1:1993, pp. 145-211.
- [15] RAPPOPORT, P., y REICHLIN, L. (1989), «Segmented Trends and non-Stationary Time Series», *The Economic Journal*, vol. 99, pp. 168-177.
- [16] ROBERTS, J. M. (1993), «The Sources of Business Cycles: A Monetarist Interpretation», *International Economic Review*, vol. 34, n.º 4, pp. 923-934.
- [17] SICILIA, J. C. (1994), *Explicaciones de la recesión en Europa: ¿Se ha alejado la posibilidad de convergencia?*, CEMFI, Documento de Trabajo n.º 9423.

APÉNDICE

REDUCCIÓN DEL VAR

Los criterios estadísticos en los que se basa la reducción de la dimensión del VAR, son básicamente dos. Por un lado, contrastes de máxima-verosimilitud (MV) sobre la hipótesis nula de ausencia de significación global de cada una de las seis variables en las cinco ecuaciones restantes del VAR en (1). En la siguiente Tabla se detallan los resultados obtenidos en cada país.

CONTRASTE MV DE SIGNIFICATIVIDAD CONJUNTA

	AL	ES	FR	GB	IT
C	17,97	28,22**	29,27**	40,43*	25,06**
CTR	9,92	24,85**	12,91	7,59	4,07
BEQ	24,77**	19,72*	16,30	17,80	9,64
G	10,28	17,88	17,50	5,71	12,17
VEX	18,18	12,16	16,25	10,04	17,6
XN	27,99**	21,57*	21,64*	17,50	8,93

Nota: El contraste MV se distribuye asintóticamente como $\chi^2(10)$ dado que en todos los casos se estima un VAR(2) con seis componentes (y las variables ficticias detalladas en el texto); ** denota significativo al 1% y * significativos al 5% pero no al 1%.

Por otro lado, dado que se estima un VAR en forma reducida, el análisis de la correlación de los residuos es relevante en la medida en que recoge las relaciones contemporáneas entre los componentes de demanda agregada. De este análisis se desprende que, tanto en Francia como especialmente en España, la correlación contemporánea entre *XN* y el resto de variables es extremadamente elevada en relación al resto.

Combinando ambos criterios, en términos de la sensibilidad de la descomposición de varianzas y de la función de Impulso-Respuesta a cambios en el número de componentes incluido en el VAR se obtienen las siguientes reducciones: *BEQ* y *XN* en Alemania, *C* y *XN*, en España y Francia, y *C*, en Gran Bretaña e Italia.